Pêches et Océans Canada | Fisheries and Oceans Canada
Sciences des écosystèmes et des océans | Ecosystems and Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique
Région des Maritimes | Réponse des Sciences 2017/025

ÉVALUATION DE L'ÉTENDUE DES DOMMAGES ADMISSIBLES POUR LE GRAND REQUIN BLANC (*CARCHARODON CARCHARIAS*) DANS LE CANADA ATLANTIQUE

Contexte

En 2006, le grand requin blanc (*Carcharodon carcharias*) a été désigné en voie de disparition par le Comité sur la situation des espèces en péril du Canada (COSEPAC 2006) et, en 2011, il a été inscrit à l'annexe 1 de la *Loi sur les espèces en péril* (LEP). Une évaluation du potentiel de rétablissement effectuée par Pêches et Océans Canada (MPO) avant l'inscription à la liste a déterminé qu'aucun dommage à la population n'est admissible (MPO 2006). Les dommages admissibles sont les dommages à l'espèce sauvage qui ne menaceront pas son rétablissement ou sa survie (MPO 2014). Pour autoriser des activités normalement interdites aux termes de l'article 73 de la LEP, ou pour exempter ces activités dans le cadre d'un programme de rétablissement, il doit être démontré que l'activité ne menace pas le rétablissement ou la survie de l'espèce.

Depuis la dernière évaluation (MPO 2006), nous disposons de nouveaux renseignements sur la population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest, qui justifient la réalisation d'une nouvelle évaluation des dommages admissibles. L'objectif de la présente réponse des Sciences est la réévaluation de l'étendue des dommages admissibles pour les grands requins blancs dans les eaux canadiennes. La question à laquelle nous voulons répondre est la suivante : « *En fonction des quatre critères énoncés dans le Cadre révisé pour l'évaluation de l'étendue des dommages admissibles aux termes de l'article 73 de la LEP (MPO 2004), quelle est l'étendue des dommages admissibles pour le grand requin blanc dans les eaux du Canada atlantique?* ». Ces renseignements serviront de référence pour le programme de rétablissement du grand requin blanc, pour l'élaboration et l'orientation du plan d'action et pour la gestion continue des activités susceptibles d'interagir avec l'espèce.

La présente réponse des Sciences découle du processus de résponse des Sciences du 30 novembre 2016 sur l'Évaluation des dommages admissibles pour le grand requin blanc (*Carcharodon carcharias*) au Canada atlantique.

Renseignements de base

Le cadre fourni par le MPO (2004; RRS 2004/048) énonce quatre critères pour déterminer si des activités sont autorisées en vertu de l'alinéa 73(3)*c*) de la LEP. Ces critères sont les suivants :

1. La population actuelle n'est ni si petite que des facteurs aléatoires menacent sa viabilité, ni si concentrée dans l'espace qu'elle serait vulnérable à l'élimination en cas d'événement catastrophique.

Juillet 2017

Canada

2. La trajectoire récente du stock est stable ou susceptible d'être à la hausse, de sorte que la survie ou le rétablissement de l'espèce n'est pas à risque pendant la période de validité du permis.
3. Il est peu probable que les sources connues de mortalité causée par l'homme augmentent pendant la période de validité du permis. Autrement dit, il est quasi certain que les causes de mortalité causée par l'homme sont sous une gestion contrôlée et surveillée, et que la mise en application des mesures de gestion peut se faire efficacement.
4. La probabilité que les objectifs en matière de rétablissement soient atteints dans un délai biologiquement raisonnable est relativement élevée, même si l'activité a lieu.

L'objectif de rétablissement dans la version actuelle du programme de rétablissement provisoire du grand requin blanc (MPO, document non publié)[1] est le suivant :

- Maintenir ou augmenter la population de grand requin blanc dans les eaux canadiennes de l'Atlantique.

Cette évaluation doit également respecter la directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement de 2015 (MPO, document non publié)[2]. L'élément 22 de ces lignes directrices concerne les dommages admissibles :

- Évaluer le taux maximal de mortalité d'origine anthropique et de destruction de l'habitat qu'une espèce peut subir sans risque pour sa survie ou son rétablissement.

La directive précise que l'information a pour but de déterminer si les dommages pour l'espèce sont autorisés en vertu de l'article 73 de la LEP et si les dommages admissibles doivent être évalués à l'échelle de l'unité désignable (UD) déterminée par le COSEPAC (MPO, document non publié)[2]. Pour le grand requin blanc, cela signifie que le niveau approprié auquel il faut évaluer les dommages admissibles est la population de l'Atlantique Nord-Ouest, appelée population de l'Atlantique par le COSEPAC (COSEPAC 2006). Les options de dommages admissibles présentées ne doivent pas influer sur la survie ou le rétablissement de l'UD. Il est convenu que certaines activités pourraient avoir une incidence sur une si petite partie de la population générale qu'elles ne sont pas considérées comme ayant des répercussions importantes à l'échelle de la population.

Les conseils donnés dans la directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement de 2015 (MPO, document non publié)[2] sur les conditions précises qui doivent être respectées afin que les activités soient autorisées, en vertu de l'article 73 de la LEP, sont les suivants :

- Déterminer et quantifier, dans la mesure du possible, les répercussions potentielles sur les objectifs de rétablissement (p. ex., si les dommages admissibles diminueront les chances de rétablissement et prolongeront le temps de rétablissement).
- Mesurer la probabilité que l'activité mette en danger la survie ou le rétablissement de l'espèce.
- Consigner les résultats en fonction des risques et en indiquant l'incertitude.

[1] MPO. « Programme de rétablissement du grand requin blanc », document non publié, version provisoire, 2016.
[2] MPO. « Directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement (EPR) des espèces aquatiques en péril », 2015.

- Fournir des options et des recommandations concernant une éventuelle autorisation de dommages admissibles en vertu de l'article 73 de la LEP, y compris les justifications, les conditions pertinentes et les mesures de rendement.

La destruction de l'habitat, dont il est question dans la directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement de 2015 (MPO, document non publié)[2], n'est pas traitée dans le présent document en raison du peu de données disponibles.

Analyse et réponse

Critère 1 : la population n'est ni dangereusement petite ni dangereusement concentrée dans l'espace

Les grands requins blancs sont répartis dans l'ensemble des océans du monde, bien que les spécimens semblent se concentrer dans les régions côtières tempérées (Fergusson *et al.* 2009). Dans le Canada atlantique, les grands requins blancs sont observés de façon sporadique (MPO 2006; annexe 1), ce qui laisse entendre que les eaux canadiennes constituent la limite nord de l'aire de répartition de la population de l'Atlantique Nord-Ouest (COSEPAC 2006). Par contre, même dans les eaux canadiennes, les observations et les prises accessoires couvrent une grande zone géographique : sur la côte du Labrador, le long du plateau continental, dans le chenal Laurentien et aussi loin au sud que Grand Manan et la baie de Fundy. Des spécimens peuvent nager sur de grandes distances (Bruce *et al.* 2006) : des déplacements transocéaniques (> 10 000 km) ainsi que des déplacements côtiers réguliers de plus de 1 000 km (Kohler *et al.* 1998, Hammerschlag *et al.* 2011) ont en effet été consignés. La population de l'Atlantique Nord-Ouest n'est pas concentrée à l'échelle spatiale.

Elle est probablement petite, mais nous n'avons pas d'estimation de sa taille à l'heure actuelle. L'espèce est peu commune par rapport aux autres requins largement répartis à l'échelle mondiale (Fergusson *et al.* 2009). Les études sur les déplacements laissent entendre que les grands requins blancs sont une espèce très migratoire, qui montre une vaste gamme de modèles comportementaux, mais qui fait preuve de fidélité à l'égard de certains lieux de regroupement saisonniers ou annuels (Bruce *et al.* 2006; Chapple *et al.* 2011; Robbins *et al.* 2015; Andreotti *et al.* 2016). On a créé des catalogues d'identification photographique pour plusieurs lieux de regroupement mondiaux, afin d'établir des estimations d'abondance à partir des analyses de capture-recapture. Ces estimations peuvent être sensibles aux hypothèses sous-jacentes ou à la terminologie utilisée, ce qui peut donner des résultats très différents. Exemples : estimation d'environ 400 grands requins blancs (Chapple *et al.* 2011) comparativement à 2 000 spécimens (Burgess *et al.* 2014) dans le Pacifique Nord-Est, ou estimation d'environ 400 grands requins blancs (Andreotti *et al.* 2016) comparativement à 900 spécimens (Towner *et al.* 2013) dans la région de Gansbaai en Afrique du Sud.

Dans l'Atlantique Nord-Ouest, le nombre croissant de populations de pinnipèdes a entraîné un regroupement de grands requins blancs au large de la côte de Cape Cod, au Massachusetts. Des recherches menées entre 2009 et 2013 révèlent que certains spécimens font preuve de fidélité à un lieu au fil des années (Skomal et Chisolm 2014), comme pour les regroupements pour lesquels une estimation de l'abondance a été réalisée. Il est possible que les grands requins blancs se déplaçant dans les eaux canadiennes viennent de ce regroupement, vu sa proximité géographique. Un catalogue d'identification photographique est en cours de compilation pour la population de grand requin blanc de Cape Cod; il devrait permettre d'estimer la taille de la population. Il n'y a pas de lieux connus de regroupement de grands requins blancs en eaux canadiennes.

Critère 2 : trajectoire récente de la population stable ou susceptible d'augmenter

Peu de données sont disponibles pour estimer la trajectoire de la population de grand requin blanc, et la majorité de ces données dépendent de la pêche (Curtis *et al.* 2014). Le fait d'utiliser des données dépendantes de la pêche (telles que les captures par unité d'effort) comme étant un indicateur de l'abondance d'une population peut poser problème puisque de nombreux aspects de l'activité de pêche ont une incidence sur les mesures de l'effort (Hilborn et Walters 1992). En ce qui concerne le grand requin blanc, cela a engendré de la controverse dans l'interprétation des trajectoires de la population.

Baum *et al.* (2003) ont analysé les tendances relatives aux prises accessoires de plusieurs espèces de requin consignées dans les registres de la flotte américaine de pêche pélagique à la palangre ciblant l'espadon et le thon. Les auteurs ont estimé que la population de grand requin blanc avait diminué de 79 % sur une période de 14 ans (intervalle de confiance à 95 % : de 59 à 89 %), en fonction des données recueillies entre 1986 et 2000. Les conclusions de l'analyse ont par la suite été critiquées, pour deux principales raisons :

1. la sélection d'un seul ensemble de données provenant de plusieurs sources;
2. la possibilité de mal identifier l'espèce, ce qui a une incidence sur la prévalence du grand requin blanc dans les données pour les États du sud et les Caraïbes (Burgess *et al.* 2005).

Baum *et al.* (2005) ont réfuté les critiques en affirmant que leurs estimations des tendances étaient fiables, et le COSEPAC (2006) a même fondé sa désignation du grand requin blanc principalement sur les estimations de Baum *et al.* (2003).

De récentes analyses génétiques faites sur 35 spécimens à l'aide de 14 marqueurs microsatellites révèlent que la population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest a connu un goulet d'étranglement entre le milieu et la fin du 20^{e} siècle (O'Leary *et al.* 2014). Ce problème est cohérent avec le déclin considérable de la population. En raison de la période nécessaire pour que des modifications génétiques se manifestent au sein d'une population à des marqueurs neutres comme les microsatellites (plusieurs générations; Landguth *et al.* 2010), ce type d'analyse pourrait ne pas être utile pour déduire les changements d'abondance plus récents.

En ce qui concerne le grand requin blanc, Curtis *et al.* (2014) ont évalué les tendances en matière d'abondance à partir des données sur les prises dans le cadre de la pêche à la palangre aux États-Unis (relevé indépendant de la pêche, programme des observateurs pour la pêche au requin à la palangre, deux séries chronologiques de tournois de pêche récréative et des données historiques sur les observations). Collectivement, les données s'étendent de 1800 à 2010. Il est important de souligner que la source de données utilisée par Baum *et al.* (2003) n'a pas été mise à jour ni incluse. Cette analyse laisse entendre un déclin considérable de l'abondance du grand requin blanc dans les années 1970 et 1980 (réduction variant entre 63 et 73 %), soit avant la période étudiée par Baum *et al.* (2003). Plus récemment, l'analyse des données révèle une tendance positive depuis les années 1990, qui semble être principalement attribuable à l'augmentation de l'abondance relative du grand requin blanc consignée par les observateurs dans le cadre de la pêche au requin à la palangre (1994-2010). Les auteurs suggèrent que l'augmentation coïncide avec la mise en œuvre du premier plan de gestion des pêches au requin dans l'Atlantique (1993) ainsi que l'interdiction des débarquements de grands requins blancs dans le cadre des pêches commerciales ou des tournois de pêche récréative (1997) aux États-Unis. Elle coïncide également avec l'augmentation générale des observations depuis le début des années 2000 (Curtis *et al.* 2014). Curtis *et al.* (2014) ne traitent pas de l'ampleur de l'augmentation, mais indiquent simplement que la tendance est positive.

Une des critiques formulées par Burgess *et al.* (2005) dont Baum *et al.* (2005) n'ont pas suffisamment tenu compte est le changement apporté aux pratiques de gestion (*vers* 1993), ce qui a eu une incidence sur la série chronologique des registres de pêche pélagique. Avant 1993, les participants à la pêche au requin ainsi qu'à la pêche au thon et à l'espadon indiquaient les débarquements de requins dans les registres de pêche pélagique; la pêche au requin a fait l'objet d'un nouveau registre à partir de 1993-1994 (Burgess *et al.* 2005). La section B de la figure 2 de l'ouvrage de Baum *et al.* (2003) montre une nette différence entre l'abondance relative du grand requin blanc jusqu'à 1993 et après 1993. Cette différence corrobore l'hypothèse que le déclin de l'abondance de grand requin blanc n'était pas considérable, comme le présumaient Baum *et al.* (2003), et pourrait être en réalité attribuable aux pratiques de déclaration. Comme l'ont soulevé Burgess *et al.* (2005), les participants à la pêche au requin à la palangre sont plus susceptibles de signaler les prises accessoires de requins (toutes les espèces) comparativement aux participants à la pêche au thon et à l'espadon. Ces tendances croissantes mises en lumière par Curtis *et al.* (2014) ne seraient pas influencées par le changement des pratiques de déclaration. De plus, les ensembles de données compris dans l'analyse de Curtis *et al.* (2014) ne seraient pas aussi faussés par les erreurs d'identification d'espèce et de sous-déclaration et surdéclaration d'une espèce précise dans les registres de pêche commerciale, notamment parce que les données ont été recueillies par du personnel qualifié.

Critère 3 : les sources connues de mortalité d'origine anthropique ne sont pas susceptibles d'augmenter

Les pêches ciblées et les prises accessoires sont une source bien connue de mortalité d'origine anthropique pour les grands requins blancs. L'amputation des ailerons de requins et la vente des autres parties du corps comme trophées sont considérées comme étant la plus grande menace pour le grand requin blanc à l'échelle planétaire (Fergusson *et al.* 2009; MPO 2006). En réponse à cette menace, on a accordé au grand requin blanc les plus hauts niveaux de protection internationale parmi les espèces élasmobranches. Le grand requin blanc a été désigné comme étant une espèce interdite (c'est-à-dire qu'elle ne peut faire l'objet d'aucune pêche récréative ni commerciale) dans les eaux américaines depuis 1997 (Curtis *et al.* 2014). L'appel à la gestion internationale coopérative a été lancé par l'inclusion du grand requin blanc comme étant une espèce hautement migratoire dans l'annexe de la Convention des Nations Unies sur le droit de la mer (UNCLOS). Le grand requin blanc figure aux annexes I et II de la Convention sur la conservation des espèces migratrices (CMS) de 2002 et à l'annexe II de la Convention sur le commerce international des espèces de faune et de flore sauvages menacées d'extinction (CITES) de 2005. À la lumière de toutes ces inscriptions, les pays signataires ont convenu de contrôler rigoureusement le commerce des parties de grand requin blanc, avec seulement quelques exceptions. Le Canada a ratifié les inscriptions du CMS en 2003 et celles de la CITES en 2004 (MPO 2006). Collectivement, ces efforts devraient mettre un frein au commerce mondial d'objets rares et de nageoires de grands requins blancs. Il est peu probable que les grands requins blancs des eaux canadiennes aient été massivement utilisés pour contribuer au commerce mondial, particulièrement depuis l'interdiction de l'amputation des nageoires en 1993 (MPO 2006). De tels contrôles de gestion internationaux permettront de prévenir l'apparition d'un marché légitime de parties de grand requin blanc provenant du Canada.

Dans le Canada atlantique, les répercussions des pêches sur le grand requin blanc se limiteraient aux prises accessoires menant à la mortalité. La liste récemment mise à jour des documents sur les observations historiques et les prises accessoires (annexe 1) a été utilisée pour déterminer les pêches qui ont le potentiel le plus élevé de prise accessoire. Tous les

enregistrements indiqués comme étant des prises faites par un pêcheur (plutôt que des observations et d'autres interactions) étaient considérés comme des mortalités, à moins qu'il soit clairement mentionné que le spécimen a été remis à l'eau vivant. Des 31 spécimens qui représentaient probablement des mortalités, 17 ont été pris dans des filets maillants côtiers ou des fascines (tableau 1). Il n'y a jamais eu plus de deux spécimens tués accidentellement au cours d'une même année pour cette série chronologique; l'événement le plus récent remonte à 1977 (annexe 1), bien qu'il soit possible que ces deux enregistrements concernent le même requin. En 1992, il y a un enregistrement dans la base de données des observations qui indique la prise accidentelle d'un grand requin blanc dans le cadre d'une pêche à des fins domestiques, dans un trait de chalut (annexe 1). Bien que les déclarations incomplètes et les erreurs d'identification de l'espèce puissent avoir eu une incidence sur les données, les prises accessoires causant la mortalité directe des grands requins blancs sont très rares dans les eaux canadiennes.

Tableau 1. Résumé des mortalités accessoires de grands requins blancs dans le cadre des pêches canadiennes, de 1874 à 2016.

Type d'engin	Espèce visée	Années	Enregistrements
Filet maillant	Merluche, maquereau, maquereau commun, autres	De 1921 au début des années 1990	7
Fascine	Hareng	De 1930 à 2011	10
Senne coulissante	Maquereau	1934, années 1950	2
Canne et ligne	Diverses	1938, 1953	2
Pêche pélagique à la palangre	Thon	1989	1
Chalut	Morue, autres	1956, 1971, 1992	3
Inconnue	Inconnue	De 1938 à 1965, 2015	6

Les interactions potentielles avec les pêches canadiennes devraient principalement survenir au-dessus du plateau continental, en raison des préférences de profondeur déduites à partir des 564 observations de grands requins blancs dans les eaux américaines. La valeur médiane en matière de profondeur des observations était de 30 mètres, et 92 % des observations ont été faites au-dessus du plateau continental, à une profondeur de plus de 100 mètres (Curtis *et al.* 2014). En ce qui concerne le type d'engin, les filets maillants et les fascines semblent représenter le plus grand potentiel d'interaction avec les grands requins blancs dans le Canada atlantique ainsi que de mortalité accidentelle.

Il est exceptionnellement difficile d'évaluer le risque de prise accessoire pour le grand requin blanc dans le cadre des pêches commerciales maritimes. Les types d'engin qui ont entraîné des mortalités accidentelles dans le passé sont ceux utilisés dans les eaux du plateau continental. Le niveau de préoccupation pour une pêche donnée repose sur l'évaluation de son ampleur, du chevauchement spatial et temporel avec l'aire de répartition du grand requin blanc ainsi que la probabilité de prise ou de mortalité accidentelle. Une étude semblable a récemment été entreprise pour la population de saumon de l'Atlantique de l'intérieur de la baie de Fundy (MPO 2016) parce que leur répartition saisonnière à l'intérieur de la baie de Fundy et dans les bassins hydrographiques adjacents est connue. Par contre, il est particulièrement intéressant de noter que dans cette zone relativement petite, environ 100 pêches réglementées par le gouvernement fédéral ont été identifiées et ont été notées en fonction d'un cadre d'évaluation des risques. Le MPO a tout de même conclu que les données sur les prises accessoires à l'intérieur de la baie de Fundy sont insuffisantes (MPO 2016). Il y aurait beaucoup plus de pêches réglementées par le gouvernement fédéral à évaluer pour le grand requin blanc que

pour le saumon de l'Atlantique de l'intérieur de la baie de Fundy. Le faible nombre (31) de spécimens qui ont été accidentellement tués au cours du dernier siècle ne justifie pas l'ampleur des efforts qui serait requise pour ce type d'évaluation.

En ce qui concerne les autres espèces de requin de la région des Maritimes, le potentiel de prise accessoire de spécimens de grand requin blanc dans le cadre des pêches commerciales maritimes est très faible. Une des études les plus approfondies sur les rejets dans le cadre des pêches commerciales canadiennes portait sur les divisions 4VWX et 5YZ de l'Organisation des pêches de l'Atlantique Nord-Ouest (région des Maritimes) entre 2002 et 2006 (Gavaris *et al.* 2010). Le grand requin blanc n'est pas mentionné dans l'ouvrage de Gavaris *et al.* (2010) en raison du manque de prises au cours du processus de surveillance en mer et du manque afférent d'enregistrements dans la base de données des relevés de l'industrie pour cette période. Par contre, ce n'est pas le cas pour d'autres espèces de requin. À l'instar du grand requin blanc, les populations de requin-taupe bleu (*Isurus oxyrinchus*), de requin bleu (*Prionace glauca*) et de maraîche (*Lamna nasus*) sont largement réparties dans l'ensemble de l'Atlantique Nord-Ouest et ont un potentiel d'interaction avec une vaste gamme de pêches commerciales maritimes. Des prises accessoires de ces trois espèces ont régulièrement été signalées au cours de cette période et étaient principalement liées à la pêche de l'espadon à la palangre dans les divisions 4VW et 4X5Y (Gavaris *et al.* 2010). Il est important de souligner que les années visées par l'évaluation datent d'avant la fermeture de la pêche ciblée de la maraîche et que les changements considérables apportés à la gestion afin de réduire les prises accessoires dans le cadre de la pêche à la palangre ont été mis œuvre à compter de 2006.

En prenant en considération la nature sporadique des mortalités accidentelles dans les données historiques (observations et prises accessoires), les prises de grands requins blancs sont en réalité un événement fortuit. Depuis les années 1960, il y a eu un maximum de trois mortalités accidentelles par décennie (annexe 1). Les activités de pêche commerciales de l'ensemble du Canada atlantique étaient beaucoup plus répandues et assujetties à des contrôles de gestion moins rigoureux dans les décennies précédentes comparativement à aujourd'hui, principalement en raison des espèces qui font l'objet d'un moratoire à l'heure actuelle en raison de leur faible abondance (p. ex., morue franche; Gavaris *et al.* 2010). De plus, on suppose que les grands requins blancs étaient beaucoup plus nombreux dans les années 1950 et 1960 comparativement à aujourd'hui (Curtis *et al.* 2014). Si le taux de prise accessoire de grands requins blancs dans le cadre des pêches commerciales canadiennes était proportionnel à l'ampleur des activités de pêche, les mortalités auraient été plus fréquentes dans les décennies précédentes qu'elles ne le sont aujourd'hui. En outre, ce faible lien laisse entendre que la capacité accrue des flottes actuelles n'aurait pas entraîné de nette augmentation du taux de prise accessoire de grands requins blancs.

En ce qui concerne les autres menaces, le COSEPAC (2006) a déterminé qu'une bioaccumulation de polluants pourrait avoir des répercussions négatives sur les populations de grand requin blanc, notamment sur celle de l'Atlantique Nord-Ouest (COSEPAC 2006; Mull *et al.* 2013). Les espèces de requin accumulent des toxines en raison de leur position élevée dans l'écosystème marin, des caractéristiques de leur cycle biologique (croissance lente et longévité) et de leur gros foie riche en lipides (Schlenk *et al.* 2005). Des données probantes indiquent également que les grands requins blancs femelles transfèrent des charges de contaminants à leur progéniture par l'oophagie, lorsque les embryons s'alimentent des œufs non fertilisés que la femelle ovule ultérieurement (Mull *et al.* 2013). Par contre, les taux de survie ou les autres paramètres du cycle biologique liés aux charges de contaminants organochlorés n'ont pas été déterminés à ce jour (COSEPAC 2006; Mull *et al.* 2013).

Critère 4 : probabilité d'atteindre les objectifs de rétablissement malgré les dommages admissibles

L'objectif de rétablissement intégré dans le programme de rétablissement du grand requin blanc[3] (MPO, document non publié) concerne le maintien ou l'augmentation du nombre de grands requins blancs dans les eaux canadiennes de l'Atlantique. Pour l'atteindre, il faut que la proportion de la population totale de l'Atlantique Nord-Ouest qui se déplace vers le nord augmente (c'est-à-dire que les spécimens modifient leur profil de répartition et deviennent plus nombreux dans les eaux canadiennes) ou que l'abondance totale augmente dans l'Atlantique Nord-Ouest (ce qui ferait proportionnellement augmenter le nombre de spécimens qui fréquentent les eaux canadiennes). La modification du profil de répartition du grand requin blanc, indépendamment des changements de l'abondance, n'est pas cohérente avec l'intention de la LEP. Par conséquent, les analyses relatives à ce critère portent sur la façon dont la mortalité d'origine anthropique dans les eaux canadiennes a une incidence sur l'abondance totale de grands requins blancs dans l'Atlantique Nord-Ouest. Dans ce contexte, les activités qui auraient un fort potentiel de diminution de la population compromettraient la survie et le rétablissement du grand requin blanc.

Les scénarios relatifs aux dommages admissibles évalués dans le présent rapport concernent la mortalité induite par les pêches (prises accessoires) dans le cadre de toute pêche commerciale canadienne. Nous n'avons pas établi de distinction entre les dommages selon les pêches. Étant donné que nous en savons très peu sur le cycle biologique du grand requin blanc (Curtis *et al.* 2014), particulièrement dans les eaux canadiennes (MPO 2006), d'autres scénarios sont présentés en fonction des évaluations quelque peu contradictoires sur le cycle biologique de l'espèce.

Taux de mortalité durable

En l'absence d'une série chronologique sur l'abondance ou d'une estimation de la taille de la population, les dommages admissibles peuvent être évalués dans le contexte des changements de trajectoire de la population (c'est-à-dire les changements de sa capacité à croître en nombre). La capacité de croissance de la population (r) pour une espèce donnée peut être estimée au moyen de l'analyse des tables de survie. L'analyse des tables de survie utilise, comme données d'entrée, les estimations du taux de survie en fonction de l'âge, l'information sur l'atteinte de la maturité et la fécondité. Elles conviennent parfaitement aux espèces de requin en raison de leur cycle de reproduction bien défini et de leur taux de survie très élevé (Cortés 1998). Les tables de survie permettent également de déterminer le niveau critique de mortalité d'origine anthropique (F_{crit}) pour lequel la croissance de la population est nulle. À ce niveau de mortalité, la population devrait théoriquement se maintenir à une abondance constante, mais n'aurait pas la capacité de croître en nombre. Par conséquent, la variable F_{crit} pourrait être considérée comme étant le niveau maximal de mortalité que la population peut supporter. Au-delà de ce taux de mortalité par pêche, la population serait vouée à l'extinction (Campana *et al.* 2008).

Il existe plusieurs méthodes pour estimer la capacité de croissance de la population à partir des données contenues dans les tables de survie (Cortés 2016). Dans la présente réponse des Sciences, une dérivation de l'équation Euler-Lotka, qui repose sur la croissance exponentielle de la population, a été utilisée. Il s'agit d'un modèle axé sur la densité, où l'estimation de r représente souvent le taux intrinsèque de croissance de la population ($r_{intrinsic}$ ou r_{max}), qui

[3] MPO. « Programme de rétablissement du grand requin blanc », document non publié, version provisoire, 2016.

détermine le taux d'accroissement maximal que la population peut supporter si elle est fortement épuisée (Gedamke *et al.* 2007; Zhou *et al.* 2012). Pour le grand requin blanc, on ne sait pas si la population actuelle de l'Atlantique Nord-Ouest peut être considérée comme étant fortement épuisée; les estimations de *r* seront donc légèrement inférieures à r_{max}. Cette sous-estimation fera en sorte que l'analyse sera prudente en ce qui concerne la mortalité d'origine anthropique. De plus, dans les simulations présentées dans la section suivante, toute sous-estimation de *r* sera relativement petite par rapport à l'étendue des valeurs qui ont été analysées.

L'équation Euler-Lotka ne peut pas être résolue de façon analytique; la valeur *r* est donc estimée en réduisant :

$$1 = \sum_{x=0}^{A} e^{-rx} m_x l_x$$

Où *A* est l'âge maximal, l_x est le taux de survie à l'âge *x* ($l_0 = 1$) et m_x est le rendement de reproduction à l'âge *x*. L'estimation du taux de survie à chaque âge repose sur l'estimation du taux de mortalité naturelle (*M*) de la population, qui est présumé constant dans les analyses (Campana *et al.* 2008). Il s'agit d'un modèle concernant les femelles uniquement (rendement de reproduction), qui est calculé selon l'âge (âge à la maturité des femelles), le ratio des genres (pour les présentes analyses, on présume un ratio de 50:50) et la fécondité des femelles.

Comme il est difficile de valider l'âge des requins, les points de vue sur la croissance des grands requins blancs diffèrent considérablement (âge et taille à la maturité, et longévité générale). Les estimations initiales de l'âge laissent entendre une courte longévité et une maturité précoce chez le grand requin blanc : les femelles du Pacifique Nord-Est sont matures à sept ans et ont une durée de vie d'environ 35 ans (Tanaka *et al.* 2011; Andrews et Kerr 2015). Par contre, une récente recherche menée dans l'Atlantique Nord-Ouest avec la datation au radiocarbone laisse entendre que le grand requin blanc croît lentement et vit longtemps : les femelles arrivent à maturité vers l'âge de 30 ans (Natanson et Skomal 2015), et la longévité maximale est de plus de 70 ans (Hamady *et al.* 2014; Natanson et Skomal 2015). Dans le présent rapport, l'évaluation des dommages admissibles tient compte des deux estimations de la longévité (paramètres du tableau 2), bien qu'il soit plus probable que la longue longévité et la maturité tardive soient plus représentatives de la population de l'Atlantique Nord-Ouest.

Tableau 2. Valeur des paramètres du cycle biologique dans l'analyse des tables de survie.

Longévité	Âge à la maturité	Âge maximal	Taux de reproduction (années)	Nombre moyen de juvéniles femelles par portée	Mortalité naturelle instantanée
Courte	10	40	2	8	0,112
Longue	30	70	2	8	0,063

Le taux de mortalité naturelle a été estimé à l'aide de l'équation de régression de la moyenne géométrique chez les mammifères établie par Hoenig (1983). Cette technique de régression convient mieux aux données pour lesquelles l'âge maximal approximatif est incertain qu'aux données traditionnelles reposant sur les moindres carrés (Kenchington 2014). La relation chez les mammifères devrait permettre de mieux estimer le cycle biologique d'une espèce élasmobranche que le type de relation équivalent qui a été estimé pour les poissons.

En présumant une courte longévité, le taux de croissance de la population (*r*) pour une population non exploitée est de 0,101, l'estimation du nombre de juvéniles femelles nées d'une

même femelle pendant sa vie est de 5,6 et le taux de reproduction annuel au sein de la population est de 0,367. Le taux de reproduction annuel est défini comme étant le nombre prévu de juvéniles reproducteurs nés de chaque spécimen reproducteur par année, après une période de *a* années, où *a* est l'âge à la maturité (Myers *et al.* 1999). Le taux de reproduction annuel est faible comparativement à la plupart des poissons (Myers *et al.* 1999), mais l'estimation de *r* est plus élevée que pour bon nombre d'espèces de grand requin (Smith *et al.* 1998; Cortés 2016). En calculant la durée de génération (*G*) en tant que fonction du rendement de reproduction et du taux de croissance de la population prévus ($G = log(2 * 5.6)/0.101$), nous arrivons à une estimation de 24 ans.

En présumant une longue longévité, le taux de croissance de la population (*r*) est inférieur (0,035). Par contre, le nombre prévu de juvéniles femelles nées d'une même femelle est seulement légèrement inférieur (4,4) en raison du nombre plus élevé d'années de maturité (40 années) comparativement à celui pour la courte longévité (30 années). Le taux de reproduction annuel de la population est de 0,220, et la durée de génération est d'environ 62 ans (calculé avec la formule susmentionnée).

La mortalité d'origine anthropique a été intégrée dans le calcul du taux de survie en fonction de l'âge afin de déterminer le niveau maximal que la population peut supporter, au-delà duquel elle se dirigerait vers l'extinction (F_{crit}). On estime cette valeur en établissant la valeur de *F* telle que le taux de reproduction net soit de 1 :

$$\sum_{x=0}^{A} m_x l_x = 1$$

Le taux de survie selon l'âge devient :

$$l_x = \prod_{i=0}^{x-1} e^{-(M_i + F_i)}$$

Pour ce calcul, il est nécessaire de définir la partie de la population qui est vulnérable à la pression de la pêche. Dans le présent rapport, on a présumé que l'âge de la sélectivité marquée pour les pêches était de deux ans, comme pour le pèlerin dans l'ouvrage de Campana *et al.* (2008). En analysant les enregistrements historiques (observations et prises accessoires), la majorité des mortalités semblent survenir chez les juvéniles (selon la taille des spécimens), bien que des spécimens plus gros (> 5 mètres, donc probablement des adultes) aient été capturés dans des fascines (annexe 1). En fonction des deux ensembles de paramètres du cycle biologique et en présumant que l'âge de sélectivité marquée pour les pêches est de deux ans, la valeur F_{crit} est estimée à 0,116 et à 0,037 respectivement pour la courte et la longue longévité.

Pour mettre cette valeur en contexte, la taille de la population (N_{crit}) qui serait nécessaire pour que *F* soit égal à F_{crit}, en tenant compte de la moyenne des retraits, a été calculée :

$$N_{crit} = \left(\frac{removals}{1 - e^{-F_{crit}}}\right)\left(\frac{\sum_{x=0}^{A} l_x}{\sum_{x=sel}^{A} l_x}\right)$$

La deuxième valeur de l'équation, en partant de la droite, corrige la proportion de la population qui est vulnérable à la mortalité par pêche. Elle est utile lorsque la sélectivité est marquée et que la mortalité attribuable aux prises accessoires est de 100 % (Campana *et al.* 2008). Le nombre moyen annuel de rejets de grands requins blancs au Canada est de zéro pour la période 1950-2016. Par contre, on a présumé que ce nombre était de 1 pour les calculs. Les

estimations de N_{crit} pour les scénarios de courte et de longue longévité étaient exceptionnellement faibles (respectivement 13 et 33 spécimens). Cela signifie que la mortalité attribuable aux prises accessoires dans les eaux canadiennes est si faible comparativement à la croissance de la population de grand requin blanc que les populations très petites de l'Atlantique Nord-Ouest peuvent supporter ce niveau de retrait sans être vouées à l'extinction.

Réaction de la population aux dommages admissibles

La directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement de 2015[4] (MPO, document non publié) exige la détermination de l'incertitude dans l'évaluation des dommages admissibles. Pour le grand requin blanc, les paramètres démographiques utilisés dans l'analyse précédente ne sont pas précis puisqu'ils reposent sur un nombre très limité de spécimens échantillonnés (p. ex., Hamady *et al.* 2014). De même, on peut affirmer que les mortalités attribuables aux activités de pêche sont empreintes d'incertitude et qu'elles peuvent être sous-déclarées. Par conséquent, une analyse des données démographiques au moyen des méthodes Monte-Carlo a été menée afin de calculer l'incertitude relative au taux de croissance de la population (r) ainsi que les trajectoires de la population en fonction de divers taux de mortalité d'origine anthropique. Des analyses semblables ont été effectuées pour les populations de marsouin commun de l'Atlantique Nord (Caswell *et al.* 1998), de dauphin au large de la Patagonie, en Argentine (Dans *et al.* 2003) et de pèlerin dans le Canada atlantique (Campana *et al.* 2008). L'analyse était arbitrairement limitée à la période 1950-2016 pour représenter une période principalement caractérisée par les pêches commerciales maritimes industrialisées au Canada.

La population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest est considérée comme ayant une faible abondance (COSEPAC 2006); la dépendance à la densité n'a donc pas été traitée dans l'analyse. En présumant une croissance de la population exponentielle, la taille de la population pour une année donnée (N_t) équivaut à la taille de la population au cours de l'année précédente multipliée par r, moins le nombre de mortalités d'origine anthropique au cours de l'année précédente (D_{t-1}) :

$$N_t = e^r N_{t-1} - D_{t-1}$$

Si une série chronologique sur le nombre de mortalités d'origine anthropique est accessible et que r est connue, il est possible de calculer une série chronologique sur l'abondance en faisant une projection à rebours, en partant d'une taille de population donnée :

$$N_{t-1} = \frac{N_t - D_{t-1}}{e^r}$$

Cette formule présume que les mortalités à la naissance et naturelles surviennent au début et que les mortalités accidentelles surviennent par la suite, chaque année. Bien que cette hypothèse exagère l'effet des mortalités accidentelles comparativement à la modélisation continue (tout au long de l'année), elle n'est pas considérée comme étant un problème en raison du nombre extrêmement faible de ces mortalités.

Comme il en a été question précédemment, les paramètres du cycle biologique sont peu précis pour le grand requin blanc et, par conséquent, aucune estimation de l'abondance n'a pu être établie. Ainsi, on a utilisé un échantillonnage Monte-Carlo (effectué à partir des répartitions présumées pour les paramètres d'entrée) pour générer des estimations de r ainsi que des estimations pour la taille actuelle de la population. L'échantillonnage Monte-Carlo repose sur

[4]MPO. « Directive sur la réalisation des évaluations du potentiel de rétablissement (EPR) des espèces aquatiques en péril », 2015.

l'établissement de limites (valeurs minimale et maximale) pour des paramètres précis du cycle biologique puis sur une sélection aléatoire respectant ces limites, en fonction d'une aire de répartition hypothétique. Pour les simulations, des sélections aléatoires de valeurs entières ont été faites à partir des répartitions uniformes pour la taille de population de 2016, de l'âge à la maturité pour les femelles, du nombre de juvéniles par portée, de la période de gestation, de l'âge maximal et de la mortalité naturelle (tableau 3). Pour rendre la variabilité entre les deux scénarios de longévité comparable, les limites minimale et maximale pour l'âge à la maturité, la mortalité naturelle et l'âge maximal ont été établies à un pourcentage relativement semblable (au-delà et en deçà de l'estimation moyenne, puis arrondie à une valeur entière). Par exemple, l'étendue 8-11 est de 16 % au-delà et en deçà de l'estimation moyenne de 9,5 pour l'âge à la maturité (Cortés 2016) pour la courte longévité; la valeur entière la plus près de 16 % de l'estimation moyenne de 30 ans à la maturité (Natanson et Skoma 2015) serait 5, ce qui donne une étendue variant entre 25 et 35 pour la longue longévité.

Tableau 3. Limites établies pour l'échantillonnage Monte-Carlo pour les paramètres du cycle biologique afin d'estimer r ainsi que limites établies pour la taille de la population en 2016 pour le grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest.

Longévité	Paramètre	Minimum	Maximum
Courte	Taille de la population	100	1 000
Courte	Âge à la maturité	8	11
Courte	Nombre de petits	2	6
Courte	Période de gestation	2	3
Courte	Âge maximal	35	45
Courte	Mortalité naturelle	0,062	0,162
Longue	Taille de la population	100	1 000
Longue	Âge à la maturité	25	35
Longue	Nombre de petits	2	6
Longue	Période de gestation	2	3
Longue	Âge maximal	60	80
Longue	Mortalité naturelle	0,053	0,073

Pour les deux scénarios de longévité, des ensembles de valeur de paramètre aléatoires ont été utilisés pour calculer *r* à l'aide de la formule Euler-Lotka (expliquée précédemment). Certaines des valeurs résultantes de *r* étaient inférieures à 0, et certaines étaient excessivement élevées; une limite équivalant à deux fois l'estimation déterministe de *r* a été utilisée comme valeur seuil (soit respectivement 0,2 et 0,07 pour les scénarios de courte et de longue longévité). Les simulations qui ont donné des valeurs de *r* supérieures à ce seuil ou qui étaient inférieures à zéro ont été rejetées.

Pour chaque valeur simulée de *r*, une série chronologique d'abondance pour la période 1950-2016 a été calculée, en fonction d'une taille de la population aléatoire pour 2016 (figure 1) et en intégrant les mortalités d'origine anthropiques enregistrées pour cette période. Il ne faut pas oublier que la tendance en matière d'abondance est projetée à rebours. En raison du modèle exponentiel utilisé pour représenter le potentiel de croissance de la population, un modèle de déclin exponentiel (c'est-à-dire une régression log-normale) peut être approprié pour déterminer si la série chronologique d'abondance a augmenté ou diminué :

$$ln(N_t) = \alpha + \beta t$$

Dans cette formule, β représente le taux instantané de changement dans la taille de la population, où les valeurs positives indiquent une augmentation.

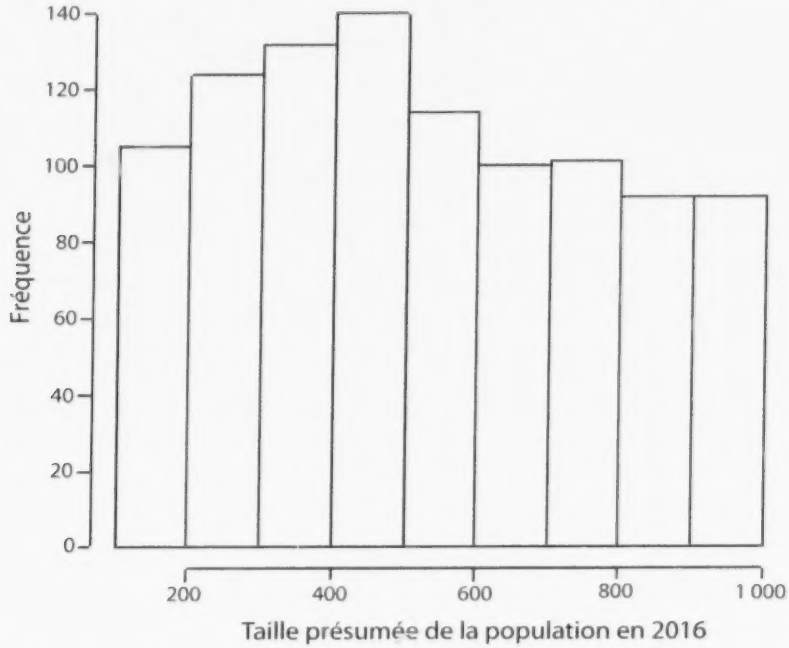

Figure 1. Histogramme de la répartition des tailles de population pour 2016 (N = 1 000), selon les simulations et selon des données choisies aléatoirement pour la répartition uniforme des tailles variant entre 100 et 500 (N = 500) ainsi qu'entre 500 et 1 000 (N = 500). L'échantillonnage aléatoire a été fait de cette façon pour éviter la surreprésentation des tailles de population élevées dans les simulations et ainsi refléter l'hypothèse que l'abondance des populations de grand requin blanc est faible.

Afin de tenir compte de la variabilité pouvant être attribuable aux erreurs d'identification du grand requin blanc ou de la sous-déclaration des mortalités d'origine anthropique, six différents scénarios ont été analysés pour les projections à rebours : aucun retrait dans le cadre des pêches, enregistrements historiques de prises accessoires entre 1950 et 2016 (21 retraits en tout; annexe 1), un retrait par année entre 1950 et 2016 (67 retraits), trois retrais par année entre 1950 et 2016 (201 retraits), 10 retraits par année entre 1950 et 2016 (670 retraits) et 20 retraits par année entre 1950 et 2016 (1 340 retraits). Comparativement au scénario des enregistrements historiques des mortalités d'origine anthropique pour le grand requin blanc au Canada, le dernier scénario représente une augmentation de plus de 5 400 % (tableau 4). Bien que ce niveau de retrait attribuable aux pêches canadiennes soit excessivement élevé, il a tout de même été inclus afin d'évaluer N_{crit} pour la population de l'Atlantique Nord-Ouest dans son ensemble.

Tableau 4. Comparaison des six scénarios de mortalité analysés pour déterminer le nombre de mortalités d'origine anthropique par année, le nombre total de mortalités d'origine anthropique pour la série chronologique (1950-2016) et le pourcentage de différence entre chaque scénario et les enregistrements réels de retraits.

Mortalités (nombre/année)	Total	Différence (%)
Aucune	0	-100
Nombre réel	21	0
1	67	179
3	201	738
10	670	2 692
20	1 340	5 483

En intégrant une variation du cycle biologique dans la formule Euler-Lotka servant à calculer *r* pour le scénario de courte longévité, on a obtenu une valeur médiane de $r = 0,08$ (10^e et 90^e quantiles = 0,029 et 0,148). Cette valeur médiane est légèrement inférieure au résultat déterministe de 0,101. Le taux médian de mortalité par pêche au-delà duquel la population serait vouée à l'extinction (F_{crit}) était de 0,092 (10^e et 90^e quantiles = 0,033 et 0,173), comparativement à la valeur déterministe de 0,116. La prise en compte de la variabilité des paramètres du cycle biologique diminue le potentiel de croissance de la population ainsi que le niveau de mortalité d'origine anthropique qu'elle peut supporter.

Les projections à rebours de la croissance de la population en fonction de divers niveaux de mortalité d'origine anthropique laissent entendre qu'il aurait fallu un taux de mortalité très élevé pour que la population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest diminue entre 1950 et 2016. En raison de la capacité prévue de croissance de la population, presque toutes les simulations laissent entendre que la taille des populations de 1950 était inférieure à celle de 2016 (graphiques de gauche, figure 2) et que la trajectoire de la population entre 1950 et 2016 est positive (graphiques de droite, figure 2). Cela signifie que même les retraits théoriques de 20 spécimens par année dans le cadre des pêches canadiennes ne sont pas suffisamment élevés par rapport à la croissance de la population de grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest pour entraîner un déclin de la population (selon le modèle de croissance exponentielle). Les retraits dans le cadre des pêches canadiennes ont des répercussions négligeables sur la trajectoire de la population de grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest, même s'ils sont établis à des niveaux excessivement élevés. En présumant que la population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest ait considérablement diminué (COSEPAC 2006), la mortalité d'origine anthropique dans le cadre des pêches canadiennes doit avoir une incidence sur une infime partie de la population totale, de sorte que les répercussions sont négligeables.

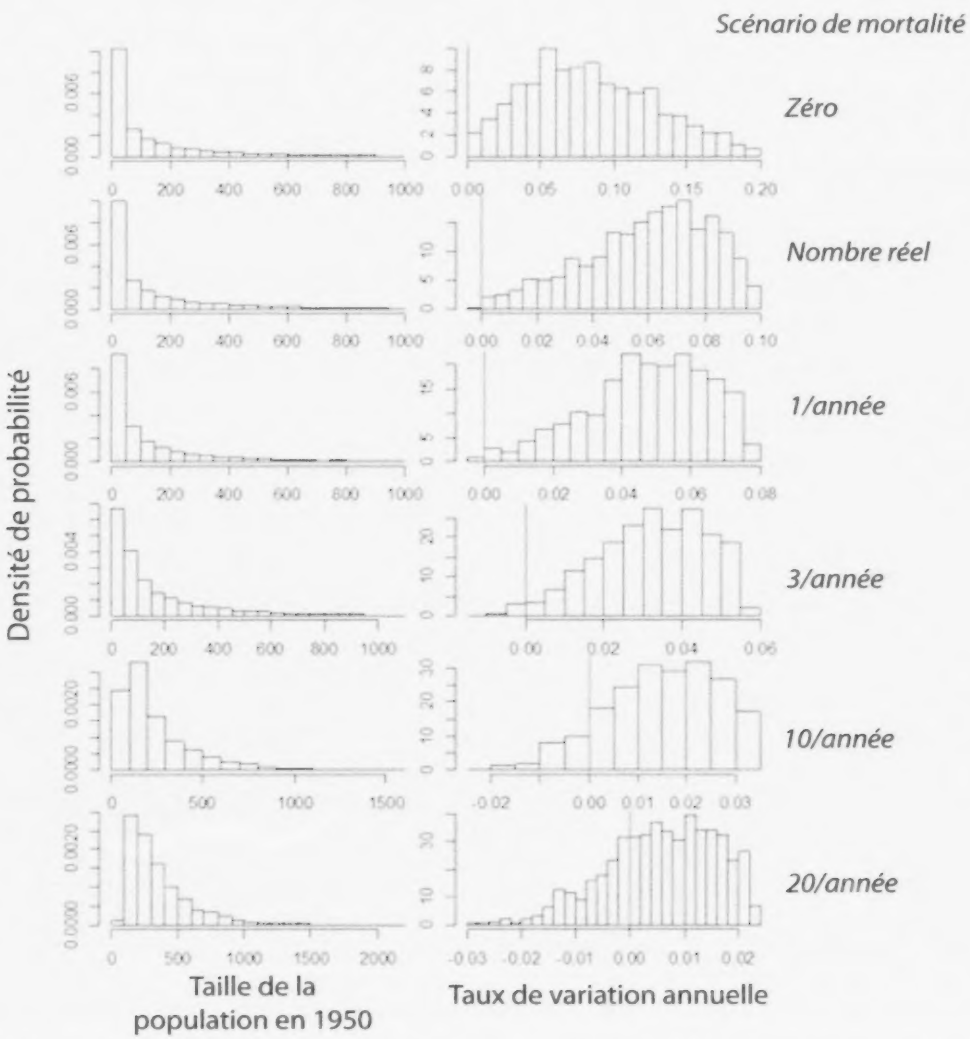

Figure 2. Taille de la population en 1950 et taux annuel de changement de la taille de la population de grand requin blanc, en présumant une courte longévité et l'utilisation d'un modèle de croissance exponentielle pour les six scénarios indiqués dans le tableau 4. Les taux de changement positif et négatif sont séparés par une ligne verticale rouge.

En intégrant une variation du cycle biologique dans le scénario de longue longévité, on a obtenu une valeur médiane de r = 0,028 (10^e et 90^e quantiles = 0,011 et 0,042). Cette valeur médiane est légèrement inférieure au résultat déterministe de 0,035. Le taux médian de mortalité par pêche au-delà duquel la population serait vouée à l'extinction (F_{crit}) était de 0,029 (10^e et 90^e quantiles = 0,011 et 0,045), comparativement à la valeur déterministe de 0,037. Encore une fois, la prise en compte de la variabilité des paramètres du cycle biologique diminue le potentiel de croissance de la population ainsi que le niveau de mortalité d'origine anthropique qu'elle peut supporter.

Même si la productivité de la population de grand requin blanc de l'Atlantique Nord-Ouest est bien inférieure (comme dans le scénario de longue longévité), les retraits annuels dans le cadre des pêches canadiennes doivent être considérables pour que les tailles simulées de la population pour 1950 soient plus élevées que celles de 2016 (graphiques de gauche, figure 3) et que les trajectoires de la population soient négatives (graphiques de droite, figure 3). Dans ce cas, l'incidence des retraits réels dans le cadre des pêches canadiennes est encore négligeable, mais la population de l'Atlantique Nord-Ouest est beaucoup plus susceptible (en général) à l'augmentation des niveaux de mortalité attribuable à la prise accessoire.

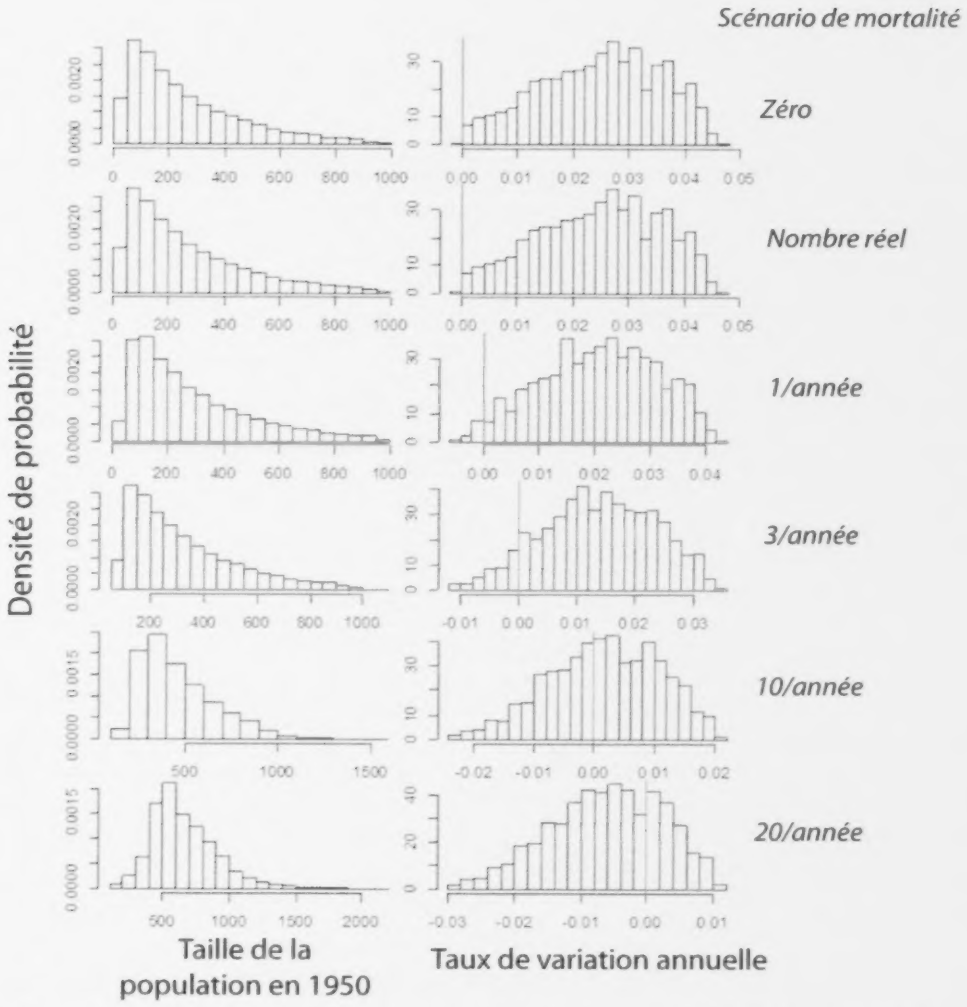

Figure 3. Taille de la population en 1950 et taux annuel de changement de la taille de la population de grand requin blanc, en présumant une longue longévité et l'utilisation d'un modèle de croissance exponentielle pour les six scénarios. Les taux de changement positif et négatif sont séparés par une ligne verticale rouge.

Faisabilité du rétablissement de la population en tenant compte des dommages admissibles

Pour évaluer la faisabilité du rétablissement futur de la population selon chaque scénario de mortalité, le taux d'exploitation annuel moyen (u) peut être calculé à partir des projections à rebours puis intégré dans la formule Euler-Lotka pour calculer de nouveau r pour chaque simulation ($r^{forward}$). La population peut être projetée dans le futur (trois générations) à partir de la taille aléatoire de la population pour 2016. Autrement dit, le taux d'augmentation de la population en l'absence de pêche est réduit afin de tenir compte des données historiques en matière de mortalité par pêche, puis est utilisé pour prédire la trajectoire de la population selon un certain niveau de dommages admissibles. Par conséquent, les simulations évaluent la probabilité de rétablissement de la population selon plusieurs niveaux de dommages admissibles.

Pour assurer un meilleur réalisme biologique dans les projections, la variabilité annuelle autocorrélée a été intégrée à $r^{forward}$, selon la démarche générale de Hilborn (2001). Les écarts (w) ont été calculés comme suit :

$$w_t = w_{t-1}d + w_t^*\sigma$$

où

$$w_t^* \sim N(0,1)$$

Les écarts ont ensuite été ajoutés dans la formule Euler-Lotka initiale utilisée pour estimer $r^{forward}$ et ainsi obtenir un vecteur temporalisé ($r_t^{forward}$). On a attribué des valeurs de 0,07 et de 0,03 à la variabilité annuelle (σ) et à l'autocorrélation environnementale (d) dans les projections futures respectivement pour les scénarios de courte et de longue longévité. Ces valeurs entraînent une légère augmentation de la variabilité de la répartition de $r^{forward}$ par rapport à r.

Les trajectoires de la population ont été projetées dans 72 et 186 ans respectivement pour les scénarios de courte et de longue longévité (trois générations) et ont été résumées relativement à la proportion des trajectoires qui diminuaient. Ces prédictions sont sensibles au niveau de variation et d'autocorrélation présumé de chaque cycle biologique (c'est-à-dire 0,07 par rapport à 0,03 respectivement pour les scénarios de courte et de longue longévité). Par conséquent, les résultats des deux scénarios de longévité ne sont pas directement comparables. Les estimations de la probabilité de déclin de la population sont aussi sensibles à la répartition des tailles présumées de la population en 2016 (tableau 3, figure 1). Si l'abondance de grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest est inférieure à la répartition présumée (soit < 100 spécimens), la probabilité de déclin de la population sera sous-estimée pour ces simulations. À l'inverse, si l'abondance de grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest est supérieure à la répartition présumée (soit < 1 000 spécimens), la probabilité de déclin de la population sera surestimée.

En prenant en considération les données historiques relatives aux mortalités d'origine anthropique, environ 28 % des trajectoires simulées de la population ont prédit un déclin sur trois générations pour le scénario de courte longévité (tableau 5). Le fait de multiplier le nombre total de mortalités accidentelles de grands requins blancs (soit une mortalité annuelle pendant 67 ans selon les données historiques) par trois n'a eu que très peu d'incidence sur les prédictions (augmentation de 3 %, à 0,291). Les mortalités annuelles d'origine anthropique doivent être plus élevées (supérieures à 10 spécimens par année) pour que plus de la moitié des trajectoires de la population projetées soient en déclin (tableau 5). Même lorsque les retraits s'élèvent à 20 par année, le nombre de simulations qui ont projeté un déclin sur une période de trois générations n'a même pas doublé. Si la population de grand requin blanc de

l'Atlantique Nord-Ouest est caractérisée par une maturité relativement précoce et une courte longévité, on prévoit qu'elle sera relativement productive en ce qui concerne sa capacité de croissance en nombre. Cette caractéristique se reflète dans la répartition des valeurs de $r^{forward}$ ainsi que les tailles médianes relativement petites pour N_{crit}, quel que soit le scénario de mortalité (tableau 5).

Tableau 5. Résumé des projections concernant la population sur trois générations pour les scénarios de courte et de longue longévité en ce qui concerne la variabilité du cycle biologique dans les futurs taux de croissance de la population ($r^{forward}$), la taille critique de la population (N_{crit}) et la proportion des trajectoires qui sont en déclin.

		$r^{forward}$			N_{crit}			
Longévité	**Retraits (nombre/année)**	**10e**	**Médiane**	**90e**	**10e**	**Médiane**	**90e**	**Prop. décrois.**
Courte	Nombre réel	0,019	0,103	0,171	9	16	41	0,283
Courte	1	0,017	0,102	0,169	9	16	41	0,291
Courte	3	0,013	0,097	0,165	28	49	124	0,392
Courte	10	0,003	0,087	0,154	95	163	414	0,502
Courte	20	-0,006	0,078	0,146	190	326	829	0,594
Longue	Nombre réel	0,002	0,035	0,066	28	42	104	0,037
Longue	1	0,000	0,034	0,065	28	42	104	0,076
Longue	3	-0,003	0,031	0,061	83	125	311	0,211
Longue	10	-0,012	0,022	0,052	278	415	1 038	0,525
Longue	20	-0,020	0,014	0,044	557	831	2 076	0,723

Les résultats du scénario de longue longévité projettent une sensibilité accrue aux changements du niveau de mortalité d'origine anthropique. Bien que seulement 4 % des trajectoires de la population aient projeté un déclin en fonction des données historiques sur la mortalité attribuable à la prise accessoire, ce pourcentage double si on présume une mortalité par année, augmente d'environ 5,5 fois si on présume trois mortalités par année, augmente d'environ 14 fois si on présume dix mortalités par année et augmente d'environ 19 fois si on présume 20 mortalités par année (tableau 5). Si les retraits de grands requins blancs s'élèvent à 20 spécimens par année, l'estimation médiane de N_{crit} est relativement élevée (à 831 spécimens), et les projections indiquent un déclin sur trois générations de 72 % des trajectoires de population (tableau 5).

Conclusions

En ce qui concerne les quatre critères établis par le MPO (2004), il semble qu'un certain niveau de dommages admissibles soit acceptable pour le grand requin blanc dans les eaux canadiennes.

La répartition spatiale et les profils de déplacement du grand requin blanc le rendent relativement invulnérable aux événements catastrophiques localisés, même si la taille de la population totale est relativement petite.

Bien que l'incertitude soit considérable pour la récente trajectoire de la population du grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest, la meilleure estimation (et la plus actuelle) laisse entendre que la population a augmenté depuis les années 1990. Par contre, l'ampleur de l'augmentation est incertaine. Indirectement, l'établissement récent d'un programme de surveillance indépendant des pêches pour le grand requin blanc au large de Cape Cod (depuis

2009) soutient l'idée que l'espèce est de plus en plus abondante dans les eaux adjacentes au Canada et pourrait donc être plus abondante dans les eaux canadiennes également.

Les prises accessoires des pêcheurs commerciaux maritimes constituent la principale cause de mortalité d'origine anthropique dans les eaux canadiennes. Les fascines et les filets maillants semblent être les types d'engin ayant le plus grand potentiel d'interaction avec l'espèce. Par contre, il ne semble pas y avoir de lien apparent entre l'ampleur des activités de pêche commerciale et la mortalité accidentelle chez le grand requin blanc (1950-2016). Si la mortalité accidentelle en eaux canadiennes représente un événement fortuit, il est peu probable qu'elle fasse considérablement augmenter ce lien à l'avenir, même si des changements sont apportés aux activités.

Il y a une forte probabilité que les objectifs de rétablissement puissent être atteints dans plusieurs scénarios de dommages admissibles pour le grand requin blanc au Canada, même si la mortalité annuelle attribuable à la prise accessoire augmente comparativement aux estimations historiques. Par contre, cette conclusion dépend directement du fait que la mortalité accidentelle reste relativement peu élevée ailleurs dans l'aire de répartition de la population, comme le laisse entendre la trajectoire positive de la population dans les eaux américaines. Les données de la période 1950-2016 indiquent que la mortalité attribuable aux prises accessoires dans les eaux canadiennes était si faible comparativement à la croissance de la population que de très petites populations de grand requin blanc dans l'Atlantique Nord-Ouest peuvent supporter ce niveau de retrait sans être vouées à l'extinction. Cette conclusion est valable pour diverses évaluations de la longévité du grand requin blanc. En raison des faibles tailles projetées pour N_{crit}, il est probable que les mortalités en eaux canadiennes aient eu une incidence sur une petite proportion de la population totale de l'Atlantique Nord-Ouest. La prise en compte de la variation du cycle biologique et la projection de la population dans le futur (trois générations) donnent à penser que la mortalité devrait considérablement augmenter avant que le déclin guette la majorité des trajectoires de la population (> 50 %).

Les dommages admissibles possibles pour le grand requin blanc doivent être réévalués si de nouvelles données sont accessibles. Une estimation de la taille de la population de l'Atlantique Nord-Ouest ou de la nouvelle information sur le cycle biologique pourrait réduire l'incertitude des simulations de rétablissement de la population en fonction de divers niveaux de dommages. De plus, les dommages admissibles devront être réévalués si, à l'avenir, les registres de la LEP témoignent d'un taux de mortalité constant plus élevé que celui observé entre 1950 et 2016. Par exemple, si plus de trois mortalités accidentelles de grand requin blanc sont signalées chaque année pendant cinq ans. Enfin, les dommages admissibles attribuables aux pêches commerciales canadiennes devront être réévalués si on note un changement de la trajectoire de la population. Si des activités réalisées en dehors des eaux canadiennes devaient considérablement réduire la capacité de la population à croître en nombre, alors même de faibles niveaux de dommages admissibles pourraient avoir des répercussions négatives sur la population. Les conclusions énoncées dans le présent document sont valides lorsque les prises de grand requin blanc représentent un événement fortuit et que les activités se déroulant en dehors des eaux canadiennes n'entraînent pas le déclin de la population.

Collaborateurs

Heather D. Bowlby	MPO, Sciences, région des Maritimes
Warren Joyce	MPO, Sciences, région des Maritimes
Mark Fowler	MPO, Sciences, région des Maritimes
Brad Hubley	MPO, Sciences, région des Maritimes
Alex Hanke	MPO, Sciences, région des Maritimes
Tana Worcester	MPO, Sciences, région des Maritimes
Lottie Bennett	MPO, Sciences, région des Maritimes
Heidi Schaefer	MPO, Division de la gestion des espèces en péril, région des Maritimes
Aimee Gromack	MPO, Division de la gestion des espèces en péril, région des Maritimes
Marilyn Sweet	MPO, Gestion des pêches, région des Maritimes
Laura Hussey-Bondt	MPO, Gestion des pêches, région des Maritimes
Koren Spence	MPO, Gestion des pêches, région des Maritimes

Approuvé par

Alain Vézina
Directeur régional des Sciences
Région des Maritimes
Pêches et Océans Canada
Dartmouth, Nouvelle-Écosse
Tél. 902-426-3490

Date : Le 9 mars 2017

Sources de renseignements

Andreotti, S., Rutzen, M., van der Walt, S., Von der Heyden, S., Henriques, R., Meÿer, M., Oosthuizen, H., Matthee, C.A. 2016. An Integrated Mark-recapture and Genetic Approach to Estimate the Population Size of White Sharks in South Africa. Mar. Ecol. Prog. Ser. 552: 241-253.

Andrews, A.H., Kerr, L.A. 2015. Validated Age Estimates for Large White Sharks of the Northeastern Pacific Ocean: Altered Perceptions of Vertebral Growth Shed Light on Complicated Bomb $\Delta^{14}C$ Results. Environ. Biol. Fish. 98: 971-978.

Baum, J.K., Kehler, D., Myers, R.A. 2005. Robust Estimates of Decline for Pelagic Shark Populations in the Northwest Atlantic and Gulf of Mexico. Fisheries 30: 27-29.

Baum, J.K., Myers, R.A., Kehler, D.G., Worm, B., Harley, S.J., Doherty, P.A. 2003. Collapse and Conservation of Shark Populations in the Northwest Atlantic. Science 299: 389-392.

Bruce, B.D., Stevens, J.D., Malcolm, H. 2006. Movements and Swimming Behaviour of White Sharks (*Carcharodon carcharias*) in Australian Waters. Mar. Biol. 150:1 61-172.

Burgess, G.H., Bruce, B.D., Cailliet, G.M., Goldman, K.J., Grubbs, R.D., Lowe, C.G., MacNeil, M.A., Mollet, H.F., Weng, K.C., O'Sullivan, J.B. 2014. A Re-evaluation of the Size of the White Shark (*Carcharodon carcharias*) Population off California, USA. PLoS ONE 9(6): e98078. Accès : 10.1371/journal.pone.0098078 (consulté le 21 décembre 2016).

Burgess, G.H., Beerkircher, L.R., Cailliet, G.M., Carlson, J.K., Cortés, E., Goldman, K.J., Grubbs, R.D., Musick, J.A., Musyl, M.K., Simpfendorfer, C.A. 2005. Is the collapse of shark populations in the Northwest Atlantic Ocean and Gulf of Mexico real? Fisheries 30(10): 19-26.

Campana, S.E., Gibson, J., Brazner, J., Marks, L., Joyce, W., Gosselin, J-F., Kenney, R.D., Shelton, P., Simpson, M., Lawson, J. 2008. État de la population des requins-pèlerins au Canada atlantique. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2008/004.

Caswell, H., Brault, S., Read, A.J., Smith, T.D. 1998. Harbor Porpoise and Fisheries: An Uncertainty in Analysis of Incidental Mortality. Ecol. Appl. 8: 1226-1238.

Chapple, T.K., Jorgensen, S.J., Anderson, S.D., Kanive, P.E., Klimley, A.P., Botsford, L.W., Block, B.A. 2011. A First Estimate of White Shark, *Carcharodon carcharias*, Abundance off Central California. Biol. Lett. 7: 581-583.

Cortés, E. 1998. Demographic Analysis as an Aid in Shark Stock Assessment and Management. Fish. Res. 39: 199-208.

Cortés, E. 2016. Perspectives on the Intrinsic Rate of Population Growth. Methods Ecol. Evol. Accès : 10.1111/2041-210X.12592

COSEPAC. 2006. Évaluation et Rapport de situation du COSEPAC sur le grand requin blanc *Carcharodon carcharias* populations de l'Atlantique et du Pacifique au Canada. Comité sur la situation des espèces en péril au Canada. Ottawa. Accès : (Consulté en septembre 2016).

Curtis, T.H., McCandless, C.T., Carlson, J.K., Skomal, G.B., Kohler, N.E., Natanson, L.J., Burgess, G., Hoey, J.J., Pratt Jr., H.L. 2014. Seasonal Distribution and Historic Trends in Abundance of White Sharks, *Carcharodon carcharias*, in the Western North Atlantic Ocean. PLoS ONE 9(6): e99240. Accès : 10.1371/journal.pone.0099240

Dans, S.L., Koen Alonso, M., Pedraza, S.N., Crespo, E.A. 2003. Incidental Catch of Dolphins in Trawling Fisheries off Patagonia, Argentina: Can Populations Persist? Ecol. Appl. 13: 754-762.

MPO. 2004. Cadre révisé pour l'évaluation de l'étendue des dommages admissibles en vertu de l'article 73 de la *Loi sur les espèces en péril*. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rapp. sur l'état des stocks 2004/048.

MPO. 2006. Évaluation du potentiel de rétablissement du requin blanc au Canada atlantique. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2006/052.

MPO. 2014. Lignes directrices sur l'évaluation des menaces, des risques écologiques et des répercussions écologiques pour les espèces en péril. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2014/013.

MPO. 2016. Mise à jour des renseignements sur les prises accessoires de la population de saumon de l'Atlantique de l'intérieur de la baie de Fundy et de leurs répercussions sur la survie ou le rétablissement de cette unité désignable du saumon de l'Atlantique. Secr. can. de consult. sci. du MPO, Rép. des Sci. 2016/023.

Fergusson, I., Compagno, L.J.V., Marks, M. 2009. *Carcharodon carcharias*. The IUCN Red List of Threatened Species 2009: e.T3855A10133872. Accès : (consulté en septembre 2016).

Gavaris S., Clark, K.J., Hanke, A.R., Purchase, C.F., Gale, J. 2010. Overview of Discards from Canadian Commercial Fisheries in NAFO Divisions 4V, 4W, 4X, 5Y and 5Z for 2002-2006. Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2873.

Gedamke, T., Hoenig, J.M., DuPaul, W.D., Musick, J.A., Gruber, S.H. 2007. Using Demographic Models to Determine Intrinsic Rate of Increase and Sustainable Fishing for Elasmobranchs: Pitfalls, Advances and Applications. N. Am J. Fish. Manage. 27: 605-618.

Hamady, L.L., Natanson, L.J., Skomal, G.B., Thorrold, S.R. 2014. Vertebral Bomb Radiocarbon Suggests Extreme Longevity in White Sharks. PLoS ONE 9(1): e84006. Accès : 10.1371/journal.pone.0084006 (consulté le 21 décembre 2016).

Hammerschlag, N., Gallagher, A.J., Lazarre, D.M. 2011. A Review of shark Satellite Tagging Studies. J. Exp. Mar. Biol. and Ecol. Accès : 10.1016/j.jembe.2010.12.012

Hilborn, R. 2001. Risk Analysis for Salmon Spawning Reference Levels. *In*: É. Prevost, G. Chaput [eds.]. Stock, Recruitment and Reference Points, Assessment and Management of Atlantic Salmon. Institut national de la recherche agronomique (INRA), Paris, France, p. 177-193.

Hilborn, R., Walters C.J. 1992. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty. Rev. Fish Biol. Fisher. 2: 177-178.

Hoenig, J.M. 1983. Empirical Use of Longevity Data to Estimate Mortality Rates. Fish. Bull. 82: 898-903.

Kenchington, T. 2014. Natural Mortality Estimators for Information-limited Fisheries. Fish Fisher. 15: 533-562.

Kohler N.E., Casey, J.G., Turner P.A. 1998. NMFS Cooperative Shark Tagging Program, 1962-1993: An Atlas of Shark Tag and Recapture Data. Mar. Fish. Rev. 60: 1-87.

Landguth, E.L., Cushman, S.A., Schwartz, M.K., McKelvey, K.S., Murphy, M., Luikart, G. 2010. Quantifying the Lag Time to Detect Barriers in Landscape Genetics. Molec. Ecol.19: 4179-4191.

Mull, C.G., Lyons, K., Blasius, M.E., Winkler, C., O'Sullivan, J.B., Lowe, C. 2013. Evidence of Maternal Offloading of Organic Contaminants in White Sharks (*Carcharodon carcharias*). PLoS ONE 8(4): e62886. Accès : 10.1371/journal.pone.0062886 (consulté le 21 décembre 2016).

Myers, R.A., Bowen, K.G., Barrowman, N.J. 1999. Maximum Reproductive Rate of Fish at Low Population Sizes. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56: 2404-2419.

Natanson, L.J., Skomal, G.B. 2015. Age and Growth of the White Shark, *Carcharodon carcharias*, in the Western North Atlantic Ocean. Mar. Freshw. Res. 66: 387-398.

O'Leary, S.J., Feldheim, K.A., Fields, A.T., Natanson, L.J., Wintner, S., Hussey, N., Shivji, M.S., Chapman, D.D. 2014. Genetic Diversity of White Sharks, *Carcharodon carcharias*, in the Northwest Atlantic and Southern Africa. J. Hered. Accès : 10.5061/dryad.r6rf8

Robbins, R.L., Enarson, M., Bradford, R.W., Robbins, W.D., Fox, A.G. 2015. Residency and Local Connectivity of White Sharks at Liguanea Island: A Second Aggregation Site in South Australia? The Open Fish Sci. 8: 23-29.

Schlenk, D., Sapozhnikova, Y., Cliff, G. 2005. Incidence of Organochlorine Pesticides in Muscle and Liver Tissues of South African Great White Sharks *Carcharodon carcharias*. Mar. Pollut. Bull. 42: 703-704.

Skomal, G., Chisholm, J. 2014. Broad and Fine-Scale Movements of White Sharks in the Western North Atlantic Derived from Multiple Technologies. 144e réunion annuelle de la American Fisheries Society (AFS), ville de Québec.

Smith, S.E., Au, D.W., Show, C. 1998. Intrinsic Rebound Potentials of 26 Species of Pacific Sharks. Mar. Freshw. Res. 49: 663-678.

Tanaka, S., Kitamura, T., Mochizuki, T., Kofuji, K. 2011. Age, Growth and Genetic Status of the White Shark (*Carcharodon carcharias*) from Kashima-nada, Japan. Mar. Freshw. Res. 62: 548-556.

Towner, A.V., Wcisel, M.A., Reisinger, R.R., Edwards, D., Jewell, O.J.D. 2013. Gauging the Threat: The First Population Estimate for White Sharks in South Africa Using Photo Identification and Automated Software. PLoS ONE 8(6): e66035. Accès : 10.1371/journal.pone.0066035

Zhou, S., Yin, S., Thorson, J.T., Smith, A.D.M., Fuller, M. 2012. Linking Fishing Mortality Reference Points to Life History Traits: An Empirical Study. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 69: 1292-1301.

Annexe 1

Les données historiques sur les observations de grand requin blanc et les prises accessoires dans le Canada atlantique ont été compilées et fournies par Aimee Gromack (septembre 2016). (Remarques : * = non validé; + = possiblement le même spécimen; - = inconnu/données non recueillies; s.o. = sans objet). La dernière colonne (mortalité accidentelle) indique le nombre de spécimens présumés morts dans le cadre de l'évaluation, comme résumé dans le tableau 1.

	Emplacement	Date	Longueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
1	Banc de Saint Pierre (N.-É.)	1873 ou 1874	3,9	-	-	-	-	Dents dans un saint-pierre attaqué.	Putnam (1874)	Non
2	Au large de Hubbards Cove, dans la baie St. Margaret's (N.-É.)	27 juin 1920	4,6	-	-	-	-	Marques de dents sur un saint-pierre attaqué. Signalé par un pêcheur.	Piers (1934)	Non
3	Georgetown (Î.-P.-É.)	17 septembre 1921	2,1	272	-	Mort	Filet pour la pêche du maquereau	Pris par le capitaine Sam Hemphill, au large de Georgetown (Î.-P.-É.).	The Guardian (1921)	Oui
4	Georgetown (Î.-P.-É.)	17 septembre 1921	2,7	453	-	Mort	Filet pour la pêche du maquereau	Pris par le capitaine Sam Hemphill, au large de Georgetown (Î.-P.-É.).	The Guardian (1921)	Oui
5*	Île White Head, près de Grand Manan (N.-B.)	Mi-juin 1930	11,3	-	-	Mort (tué)	Fascine à hareng	La taille laisse supposer qu'il s'agirait d'un pèlerin, mais les dents étaient absentes. La longueur a fort probablement été surestimée.	Vladykov et McKenzie (1935)	Oui
6	16 km au nord-ouest de Digby Gut (N.-É.)	2 juillet 1932	4,6	-	-	Vivant	-	16 km au nord-ouest, a attaqué un pêcheur et son fils dans leur embarcation de 7,6 m, confirmation par les dents.	Piers (1933)	Non

	Emplacement	Date	Longueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
7*	Port de Loutre, île Campobello (N.-B.)	22 novembre 1932	7,9	-	-	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng.	Piers (1933)	Oui
8	French Village (N.-B.)	11 août 1934	4,57	680,4	M	-	Senne coulissante pour maquereau	A fait l'objet d'un article dans le journal (écrit par le pêcheur). Mature.	Comm. pers. de Joyce (2016)	Oui
9	Wedgeport (N.-É.)	Août 1938	2,6	196	M	-	Canne et ligne	Pris à la canne à pêche par M. Michael Lerner.	Anon (1940) dans Templeman (1963)	Oui
10	Whale Head, rive nord, fleuve Saint-Laurent	Août 1938	-	-	-	-	Inconnu	s.o.	Vladykov et McAllister (1961)	Oui
11	Île Caribou, rive nord, fleuve Saint-Laurent	Août 1942	2,7	-	-	-	Inconnu	s.o.	Vladykov et McAllister (1961)	Oui
12	Île Caribou, rive nord, fleuve Saint-Laurent	Août 1943	3	-	-	-	Inconnu	s.o.	Vladykov et McAllister (1961)	Oui
13	Île Deer (N.-B.)	24 août 1949	3,87	590	F	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng. Immature.	Scattergood et al. (1951)	Oui
14	Estuaire de la rivière Portneuf, rive nord, fleuve Saint-Laurent	27 août 1949	4,6	-	-	-	Inconnu	Tué par W.B. Scott.	Templeman (1963)	Oui
15	French Village (N.-B.)	Années 1950	-	-	F	Mort	Senne coulissante pour maquereau	Juvénile. Signalé par un pêcheur. Pris dans l'engin.	Comm. pers. de Joyce (2016)	Oui
16	Entre la baie Passamaquoddy et Grand Manan (N.-B.)	20 août 1952	4,3	-	-	-	-	Attaque observée sur un marsouin.	Day et Fisher (1954)	Non
17	Au large de Fourchu, île du Cap-Breton (N.-É.)	9 juillet 1953	3,7	-	-	Vivant	-	Dents dans un saint-pierre (il a été attaqué puis il a coulé).	Day et Fisher (1954)	Non

	Emplacement	Date	Longueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
18	Wedgeport (N.-É.)	9 et 10 juillet 1953	2,4	-	M	-	Canne et ligne	Pris par un pêcheur de thon.	Day et Fisher (1954)	Oui
19	Îles La Have (N.-É.)	12 août 1953	4,7	-	-	-	Piège à hareng (fascine)	Pris dans le piège à hareng.	Day et Fisher (1954)	Oui
20	Rivière Ste-Croix, près de l'île Dochet (entre le Maine et le N.-B.)	25 août 1953	-	-	-	-	-	Attaque observée sur un phoque.	Day et Fisher (1954)	Non
21	Baie Maces, baie de Fundy (N.-B.)	3 août 1954	2,6	-	-	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng.	Leim et Day (1959)	Oui
22	Baie Maces (N.-B.)	10 septembre 1954	4,87	-	F	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng.	Hogans et Dadswell (1985)	Oui
23	Ireland Bight, baie Hare (profondeur : 26 m)	10 août 1956	3,7	-	-	-	Trappe à morue	Dents dans la filière de trappes.	Templeman (1963)	Non
24	Au sud-est de Grand Banc (44°30'N, 50°12'O)	Août 1956	Entre 3,7 et 4,6	-	-	-	Chalut à panneaux	Chalut à panneaux espagnol.	Templeman (1963)	Oui
25	Détroit de Northumberland, à 13 km au large de Wallace (N.-É.)	30 juillet 1962	3	-	-	-	Filet maillant à merluche	Dent examinée par L.R. Day.	Templeman (1963)	Oui
26	Détroit de Northumberland, à 13 km au large de Wallace (N.-É.)	Première semaine d'août 1962	2,7	-	-	-	Filet maillant à merluche	Identification par W.G. Smith (agent des pêches).	Templeman (1963)	Oui
27	Wallace (N.-É.)	Août 1962*	6	-	-	-	Filet maillant à merluche	S'est échappé du filet maillant.	Templeman (1963)	Non
28	Wallace (N.-É.)	Septembre 1962*	6	-	-	-	Filet maillant à merluche	S'est échappé du filet maillant.	Templeman (1963)	Non

	Emplacement	Date	Longueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
29	Noel, bassin Minas (N.-É.)	2 septembre 1965	-	-	-	Mort	Inconnu	Signalé par un pêcheur. Pris dans le filet ou la palangrotte.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Oui
30	Baie Passamaquoddy (entre le Maine et le N.-B.)	1969	-	-	-	-	-	Attaque observée sur un marsouin.	Arnold (1972)	Non
31	Baie Passamaquoddy, au large de Leonardville, île Deer (N.-B.)	13 et 14 août 1971	4,3	-	F	-	Chalut à panneaux	Pris dans le chalut à panneaux.	Scott et Scott (1988)	Oui
32	Passage Letete (N.-B.)	8 août 1977*	5,05	-	F	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng.	Hogans et Dadswell (1985)	Oui
33	Baie Passamaquoddy, au large du rivage de Mascarene (N.-B.)	8 et 9 août 1977*	5,2	-	-	-	Fascine à hareng	Pris dans la fascine à hareng.	Scott et Scott (1988)	Oui
34	Golfe du Saint-Laurent, au large d'Alberton (Î.-P.-É.)	4 août 1983	5,2	-	M	Mort	Filet maillant à morue	Pris dans le filet maillant à morue; signalé par un pêcheur. Examiné par le MPO (prélèvement d'une vertèbre).	Scott et Scott (1988)	Oui
34	Au large de Tiverton (Î.-P.-É.)	Juillet 1988	4,5	-	-	-	Filet maillant	Pris dans le filet maillant.	Connors Bros. Ltd. à Mollomo (1998)	Oui
36	Sud du plateau néo-écossais	Novembre 1989	-	200	-	Mort	Palangre pélagique (thon)	Mature. Palangrier japonais (thon ventru), rejeté.	Base de données des observateurs Scotia-Fundy	Oui
37	Île de Sable	Fin des années 1980	-	-	-	-	-	Dent récupérée dans une carcasse de phoque.	Comm. pers. de Campana (2004)	Non

	Emplacement	Date	Longueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
38	65 km à l'ouest de l'île de Sable	Octobre 1992		80		Mort	Chalut à morue	Juvénile. Navire canadien pêchant la morue au chalut; rejeté.	Base de données des observateurs Scotia-Fundy	Oui
39	Baie de Fundy	Début des années 1990	4,2	-	-	-	Filet maillant	Pris dans le filet maillant.	Comm. pers. de Campana (2004)	Oui
40	Economy (N.-É.)	2010	3,05	-	M	Mort dans la fascine	Fascine à hareng	Juvénile pris dans une fascine. Signalé par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Oui
41	Economy (N.-É.)	11 août 2011	3	-	F	Mort dans la fascine	Fascine à hareng	Juvénile pris dans la fascine; les mâchoires ont été données au Natural History Museum. Signalé par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Oui
42	Grand Manan (N.-B.; 4°52′93″N, 66°44′32″O)	17 août 2012 16 h	>3,0	-	-	Vivant	-	Prédation observée sur un marsouin commun, à partir de la baleinière *Quoddy Link*.	Turnbull et Dion (2012)	Non
43	Baie Passamaquoddy (N.-B.), au large du phare Swallowtail, près de Grand Manan 44.7655 Lat - 66.7345 Long	6 août 2013	-	-	-	Vivant	-	Vu en train de manger un phoque par un observateur expérimenté situé à terre. La latitude et la longitude sont approximatives (selon la description de l'emplacement).	Comm. pers. de Wong (2016)	Non
44	Îles-de-la-Madeleine	25 septembre 2013	-	-	-	-	-	Attaque d'un grand requin blanc sur un mammifère marin.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non

	Emplacement	Date	Lon-gueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
45	St. Andrews (N.-B.)	21 juillet 2014	-	-	-	Vivant	-	Pendant l'observation de baleines sur la baleinière *Quoddy Link*.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
46	White Sands (Î.-P.-É.)	3 septembre 2014	-	-	-	-	-	Carcasse de baleine pilote mangée par un grand requin blanc.	The Eastern Graphic (2014)	Non
47	Parsborro (passage Minas - West Bay; N.-É.)	30 juillet 2015	3,66	-	M	Mort	Inconnu	Signalé par un représentant du ministère des Ressources naturelles de la Nouvelle-Écosse. La carcasse s'est échouée sur la rive (identification confirmée par les dents).	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Oui
48 *	Port Mouton (N.-É.)	2015	-	-	-	Vivant	-	Possiblement jusqu'à cinq spécimens observés pendant une activité de pêche du thon. Signalé par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
49 *	Baie de Fundy	Août 2015	-	-	-	Vivant	Drague à pétoncles	Signalé à un technicien des pêches du MPO par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
50 *	Île Seal (N.-É.)	Août 2015	-	-	-	Vivant	-	Possiblement une attaque de grand requin blanc sur un phoque (pourrait être un requin-taupe). Signalé par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
51	Alice Head Cove, dans la baie St. Margaret's (N.-É.)	Fin août/début septembre 2015	5,49	-	-	Vivant	Piège à maquereau/thon	Requin de 18 pi signalé par un pêcheur.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non

	Emplacement	Date	Lon-gueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
52	Nouveau-Brunswick	15 septembre 2015	-	-	-	-	-	Carcasse de marsouin attaquée par un grand requin blanc. Signalé par John Chisolm.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
53	Alma (N.-B.)	Juin 2016	-	-	-	Dent	-	Dent récupérée dans une bouée de pêche au homard.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
54	Cape Chignecto Point (45.324444 - 64.950386)	7 juillet 2016	-	-	-	Marques de dents	-	Marques de dents dans une bouée de pêche au homard. Photographies à l'appui.	Comm. pers. de Chisholm (2016)	Non
55 *	Île Cross, Lunenburg (N.-É.)	31 juillet 2016	-	-	-	Vivant	-	Vidéo filmée par des touristes à bord d'un bateau de Lunenburg Ocean Adventures. Le requin tentait d'attaquer un marsouin commun. Espèce non confirmée.	CTV News: Two Metre Shark Spotted Off Coast of Nova Scotia in Latest Series of Sightings	Non
56	St. Andrews (N.-B.)	1er août 2016	5,2	-	-	Vivant	-	Vidéo filmée par St. Andrews Sport Fishing Co. John Chisholm a confirmé l'espèce et la longueur du spécimen.	CBC News: NB Great White Shark Filmed Near St. Andrews, NB	Non
57 *	Rivière LaHave, île Mosher's (N.-É.; 44.259194 - 64.315125)	7 août 2016	Entre 3,05 et 3,66	-	-	Vivant	-	Observation faite par un pêcheur de maquereau. Identification non confirmée, mais selon la description, il s'agirait fort probablement d'un grand requin blanc.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non

	Emplacement	Date	Lon-gueur (m)	Poids (kg)	Sexe	Vivant/ mort	Type d'engin	Commentaires	Références	Mort. accid.
58 *	Delap's Cove, baie de Fundy (N.-É.)	10 août 2016	2	-	-	Vivant	-	Environ 1,5 km après le ruisseau Charlie's; un requin aurait été observé à la surface à deux reprises en train de tuer un phoque gris.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
59	St. Margarets Bay (N.-É.)	19 août 2016	4,6	-	-	Vivant	Piège à maquereau/thon	Pris dans un filet-piège à maquereau puis relâché. Vidéo et photographies.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
60 *	White Point Shoal (N.-É.) 43 56.25' N, 64 43.02' O	26 septembre 2016	Entre 3,80 et 3,96	-	-	Vivant	-	Observation signalée par un pêcheur de thon (canne et moulinet). Aucune interaction avec l'engin de pêche. Identification de l'espèce pratiquement positive.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non
61 *	Environ à 43 55.65' N, 64 44.103' O	Vers le 30 septembre 2016	Entre 3,05 et 3,66	-	-	Vivant	-	Observation signalée par un pêcheur de thon (canne et moulinet). Aucune interaction avec l'engin de pêche. Identification de l'espèce pratiquement positive.	Comm. pers. de Warren Joyce (2016)	Non

Le présent rapport est disponible auprès du :

Centre des avis scientifiques (CAS)
Région des Maritimes
Pêches et Océans Canada
Institut océanographique de Bedford
1, promenade Challenger, C. P. 1006
Dartmouth (Nouvelle-Écosse) B2Y 4A2

Téléphone : 902-426-7070
Courriel : XMARMRAP@dfo-mpo.gc.ca
Adresse Internet : www.dfo-mpo.gc.ca/csas-sccs/

ISSN 1919-3815
© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2017

La présente publication doit être citée comme suit :

MPO. 2017. Évaluation de l'étendue des dommages admissibles pour le grand requin blanc (*Carcharodon carcharias*) dans le Canada atlantique. Secr. can. de consult. sci. du MPO Rép. des Sci. 2017/025.

Also available in English:

DFO. 2017. Evaluation of Scope for Harm for White Shark (Carcharodon carcharias) in Atlantic Canada. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Sci. Resp. 2017/025.